

$$QR(m) = \sum_{k=1}^m (n - k - 1)(rr_k^*)^2, \quad (20)$$

където  $QR(m)$  има поведение на случайна величина, следваща  $\chi^2$ -разпределение с  $m$  степени на свобода.

Така построената тестова характеристика се различава както от характеристиката на Бокс-Пиърс, така и от модификацията на Бокс-Люнг. В този смисъл може да се критикува работата на Бърнс, който механично използва тестовете на Бокс-Люнг и Бокс-Пиърс, без да вземе под внимание необходимите корекции, породени от замяната на корелационните кофициенти с рангови автокорелационни кофициенти. Между тях има разлики, които пораждат необходимост от модификации, както показват например Уилкокс и Муска (Wilcox, Muska, 2002).

Проверката за наличие на автокорелация на основата на ранговите кофициенти на автокорелация се свежда до изчисляване на характеристиката  $QR$  и сравнението ѝ с теоретичната стойност при съответните степени на свобода и желаното равнище на значимост. Нулевата хипотеза за липса на автокорелация се отхвърля, когато емпиричната стойност надвишава теоретичната. Тогава се приема, че поне един от първите  $m$  на брой автокорелационни кофициента е статистически значим и следователно остатъчните елементи около регресионната линия не отговарят на условието за независимост.

**СИМУЛАЦИОНЕН ЕКСПЕРИМЕНТ** За да проверим доколко изчислената характеристика следва очакваното  $\chi^2$ -разпределение, е проведен симулационен експеримент по метода "Монте Карло". Успоредно с модифицираната характеристика  $QR$ , на основата на ранговете на остатъците са изчислени характеристиките на Бокс-Пиърс:

$$Q(m) = n \sum_{i=1}^m r_i^2, \quad (21)$$

и на Бокс-Люнг:

$$Q(m) = n(n + 2) \sum_{i=1}^m \frac{1}{n - i} r_i^2. \quad (22)$$

По този начин може да се провери коя от трите тестови величини дава най-добри резултати.